

La elasticidad de sustitución intertemporal y el
consumo duradero: un análisis para el caso
español

Elena Márquez de la Cruz
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Campus de Somosaguas
28223 Madrid
Tel: 913942435
Fax: 913942582
emarquez@ccee.ucm.es

20 de septiembre de 2004

Resumen

El modelo de valoración de activos basado en consumo, CCAPM, ha sido objeto de estudio para distintas economías, dando lugar a diversas anomalías empíricas, entre ellas, el denominado *enigma de la prima de riesgo*. Los valores del parámetro de aversión relativa al riesgo necesarios para explicar las primas de riesgo observadas son muy elevados lo que, bajo ciertos supuestos, equivale a decir que la elasticidad de sustitución intertemporal es muy reducida. Es práctica habitual contrastar el modelo CCAPM empleando únicamente datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, ignorando por completo los flujos de servicios que el consumo duradero genera. Pero si la utilidad *intratemporal* de los agentes no es separable entre los distintos componentes del consumo, esta práctica puede dar lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros de preferencias y podría ayudar a explicar algunas de las anomalías empíricas observadas. De hecho, es seguramente el consumo de bienes duraderos el más sensible a las variaciones de los tipos de interés y, por tanto, su omisión podría explicar los reducidos valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal.

En este trabajo estimamos la elasticidad de sustitución *intratemporal* entre los diferentes componentes del consumo para el caso español para, a continuación, proceder al contraste del modelo CCAPM empleando los datos de consumo que el análisis anterior arroja como más adecuados. Los resultados muestran que el supuesto de separabilidad intratemporal no está justificado en el caso de la economía española y que la consideración del consumo duradero en la estimación de la elasticidad de sustitución *intertemporal* lleva a mayores valores estimados de la misma y, por tanto, ayuda a entender algunos de los enigmas empíricos planteados.

Palabras clave: modelo CCAPM; no separabilidad intratemporal de las preferencias; elasticidad de sustitución intratemporal; elasticidad de sustitución intertemporal; consumo duradero y no duradero.

Clasificación JEL: E44, G12.

1 Motivación

El *enigma de la prima de riesgo*, puesto de manifiesto por Mehra y Prescott (1985), es quizá la anomalía empírica resultante de la contrastación empírica del modelo de valoración de activos basado en consumo (CCAPM) más conocida. El modelo CCAPM, desarrollado por Lucas (1978), explica la prima de riesgo de un activo financiero mediante la covarianza de la tasa de retorno de éste con la relación marginal de sustitución intertemporal, que depende de uno u otro modo del consumo agregado de la economía; dicha covarianza es, en general, muy baja, por lo que sólo la consideración de valores anormalmente elevados del parámetro de aversión relativa al riesgo de los inversores puede hacer que el modelo se ajuste a lo observado en las economías reales. En los modelos tradicionalmente empleados, basados en la función de utilidad separable empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983), lo anterior es equivalente a decir que la elasticidad de sustitución intertemporal se subestima.

Por otro lado, las estimaciones del modelo dan lugar a la *anomalía del tipo de interés* puesta de manifiesto por Weil (1989): los elevados valores del parámetro de aversión al riesgo mostrarían que, en economías en las que el consumo crece a lo largo del tiempo, los agentes desearían endeudarse con el objetivo de suavizar consumo; esto debería traducirse en elevados tipos de interés por lo que sólo la consideración de agentes extremadamente pacientes podría reconciliar la teoría con los reducidos tipos de interés observados¹.

Los malos resultados empíricos del modelo CCAPM han dado lugar a la apertura de diferentes líneas de investigación que pretender explicar y resolver las anomalías detectadas. Podemos dividir en tres grandes grupos las explicaciones dadas a los insatisfactorios resultados empíricos del modelo:

1. *Las funciones de utilidad empleadas no son adecuadas.* Como se ha mencionado, inicialmente el modelo fue contrastado por Hansen y Singleton (1982, 1983) empleando una función de utilidad separable tanto entre momentos del tiempo como entre estados de la naturaleza. Una importantísima línea de investigación que se abrió como consecuencia de los malos resultados obtenidos en este primer contraste del modelo consiste en la consideración de funciones de utilidad con características más deseables; tal es el caso de la ruptura con la separabilidad intertemporal en las funciones de utilidad consideradas, entre otros, por Dunn y Singleton (1986), Abel (1990), Ferson y Constantinides (1990) y Campbell y Cochrane (1999, 2000). Por su parte, Epstein y Zin (1991) rompen además con la separabilidad entre estados de la naturaleza de la función de utilidad, descartando el enfoque de la utilidad esperada tradicionalmente empleado.
2. *Los supuestos del modelo son muy restrictivos.* La segunda línea de investigación que destacamos es la que ha relajado algunos de los supuestos del modelo original, tales como la perfección de los mercados o la inexistencia de costes de transacción; también en esta línea están los modelos que consideran la segmentación de los mercados de valores. Destacamos,

¹ Una revisión de la literatura sobre las anomalías empíricas relacionadas con el modelo CCAPM puede verse, entre otros, en Campbell (2003a, 2003b), Cochrane (2001), Siegel y Thaler (1997), Kocherlakota (1996) y Abel (1991).

entre otros, los trabajos de Attanasio, Banks y Tanner (2002), Brav, Constantinides y Geczy (2002), Fisher (1994), He y Modest (1995), Heaton y Lucas (1992, 1995, 1996), Hugget (1993), Kocherlakota (1996), Mankiw y Zeldes (1991), Telmer (1993) y Telmer y Zin (2002).

3. *Los datos de consumo empleados no son adecuados.* Muchos de los trabajos que contrastan el modelo CCAPM han hecho uso exclusivo de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, omitiendo por completo la utilidad que el consumo de bienes duraderos genera. Esta práctica puede considerarse como adecuada en la medida en que la utilidad intratemporal sea separable entre los diferentes componentes del consumo puesto que, en el óptimo, la utilidad marginal sería idéntica para todos ellos². Ahora bien, si este supuesto no se verifica, el uso exclusivo de un cierto tipo de consumo en el contraste del modelo puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros. Diversos trabajos han estimado el parámetro de separabilidad intraperíodo entre los bienes de consumo no duradero y los bienes de consumo duradero. Destacamos, entre otros, Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b), Wirjanto (1998), Mamaysky (2001), Okubo (2002), Pakos (2003) y Yogo (2003). La principal conclusión de estos trabajos es que la no consideración del consumo duradero como componente del consumo que genera efectos sobre la utilidad corriente sesga las estimaciones de los parámetros de preferencias intertemporales. López Salido (1993) realiza este contraste para el caso español con datos microeconómicos procedentes de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* para el período 1985-89. Sus resultados apoyan la no separabilidad intratemporal de las preferencias.

Relacionada también con los datos de consumo empleados podemos ubicar la línea seguida por Campbell (1993) que deriva el modelo CCAPM sin datos de consumo. Nieto (2001, 2002) contrasta el modelo citado para el caso del mercado de valores español.

El modelo CCAPM ha sido contrastado para la economía española por, entre otros, Rubio (1996) y Rodríguez López (1997). En ambos casos, los datos de consumo empleados recogen únicamente el gasto en bienes de consumo no duradero, excluyendo del análisis el consumo de bienes duraderos³. Nuestro trabajo pretende aportar evidencia empírica para el caso español cuando este otro tipo de consumo se toma en consideración, analizando sus efectos sobre los parámetros de preferencias estimados, especialmente sobre la elasticidad de sustitución intertemporal y, por ende, sobre el parámetro de aversión relativa al riesgo. Así, tomando como referencia la primera y última líneas de investigación señaladas, nos proponemos analizar en qué medida es adecuado contrastar el modelo CCAPM para el caso español considerando únicamente la información relativa al consumo de bienes no duraderos y servicios; es decir, nos planteamos

² Véase Deaton (1992).

³ Los resultados que Rubio (1996) obtiene calibrando el modelo para el caso español ponen de manifiesto el enigma de la prima de riesgo, ya que los valores que obtiene del parámetro de aversión relativa al riesgo se sitúan en algunos casos por encima de 60. Por su parte, Rodríguez López (1997) estima el modelo por el Método Generalizado de los Momentos y obtiene valores del parámetro de aversión relativa al riesgo entre 0 y 13, valores que pueden considerarse razonables, si bien las estimaciones son muy sensibles a los instrumentos utilizados y el modelo es rechazado en diversas ocasiones.

analizar si una función de utilidad corriente que incluya como argumentos tanto el consumo de bienes no duraderos como el consumo de bienes duraderos puede permitir que los resultados empíricos del modelo CCAPM sean menos “*enigmáticos*” para el caso español. Para ello, procederemos como sigue: en primer lugar, en la sección 2, expondremos brevemente el modelo teórico que recoge la no separabilidad entre consumo duradero y no duradero de la función de utilidad corriente. La sección 3 describe las series de datos empleadas, mientras que en la sección 4 recogemos los resultados de la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal entre consumo duradero y no duradero siguiendo tanto el enfoque de Ogaki y Reinhart (1998a) como el de Pakos (2003); la diferencia entre ambos está en la consideración o no de homoteticidad en las preferencias. Por su parte, la sección 5 estima, mediante el Método Generalizado de los Momentos, la Ecuación de Euler resultante del proceso de maximización intertemporal de los inversores, empleando datos de consumo que consideran el flujo de servicios que el consumo duradero genera, lo que nos permite obtener estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal para el caso español. Por último, la sección 6 recoge las conclusiones del trabajo.

2 El modelo

Analizamos en primer lugar el modelo propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a). El agente representativo maximiza la función de utilidad intertemporal

$$U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left[u_t^{1-\frac{1}{\sigma}} - 1 \right] \right], \quad (1)$$

donde $\sigma > 0$ es la elasticidad de sustitución intertemporal y $\beta > 0$ es el factor de descuento subjetivo⁴. La utilidad intratemporal viene recogida a través de una función con elasticidad de sustitución constante (función CES):

$$u_t = \left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1-\alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\varepsilon}}}, \quad \varepsilon > 0, \quad \alpha > 0. \quad (2)$$

C_t es el consumo de bienes no duraderos y servicios, S_t es el flujo de servicios que el consumo de bienes duraderos genera, ε es la elasticidad de sustitución intratemporal entre el consumo de bienes no duraderos y duraderos y α es una constante positiva que muestra la importancia que el consumo de bienes no duraderos tiene en la utilidad corriente de los agentes⁵. Respecto a S_t , el consumo duradero genera servicios más allá del período en el que se realiza el gasto⁶, hecho recogido en la expresión

$$S_t = D_t + \delta D_{t-1} + \delta^2 D_{t-2} + \dots, \quad 0 < \delta < 1, \quad (3)$$

⁴En este caso también es cierto que el parámetro de aversión relativa al riesgo, γ , es el recíproco de la elasticidad intertemporal de sustitución. Un análisis más detallado puede verse en Yogo (2003).

⁵Ogaki y Reinhart *op. cit.* consideran el caso de preferencias homotéticas; también éste es el caso de Dunn y Singleton (1986), que además de homoteticidad suponen que la elasticidad de sustitución entre los dos bienes es unitaria, es decir, consideran una función de utilidad corriente tipo Cobb-Douglas. El supuesto de homoteticidad es relajado en Pakos (2003).

⁶Obsérvese que esto no significa que exista un fenómeno de durabilidad en el consumo como el considerado, entre otros, por Ferson y Constantinides (1990). Lo que aquí se considera es un modo de medir el flujo de servicios que el consumo duradero genera.

donde $(1 - \delta)$ es la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero y D_t es el gasto en consumo duradero del período t . Obsérvese que si $\varepsilon = 1$, (2) converge a una función Cobb-Douglas, mientras que si $\varepsilon = 0$, la utilidad corriente convergería a la función de utilidad de Leontief⁷.

La utilidad marginal de los bienes de consumo no duradero, $UMa_{1,t}$, vendría dada por la expresión:

$$UMa_{1,t} = \alpha C_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1 - \alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad (4)$$

Por su parte, la utilidad marginal del flujo de servicios que el consumo duradero genera, $UMa_{2,t}$, no es más que⁸

$$UMa_{2,t} = (1 - \alpha) S_t^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left[\alpha C_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + (1 - \alpha) S_t^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{(\sigma-\varepsilon)}{\sigma(\varepsilon-1)}} \quad (5)$$

Así, la relación marginal de sustitución entre los dos argumentos de la función de utilidad viene dada por:

$$RMS_{C_t, S_t} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \left(\frac{C_t}{S_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (6)$$

El proceso de maximización de la utilidad intertemporal de los agentes se plasmará en la siguiente ecuación de Euler,

$$E_t \left[\beta \frac{UMa_{1,t+1}}{UMa_{1,t}} R_{t+1}^i \right] = 1, \quad \forall i \quad (7)$$

donde R_{t+1}^i es la tasa de retorno bruta real del activo financiero i medida en términos del bien de consumo no duradero. Dado que estamos ante un modelo con dos bienes, es posible emplear además la condición de primer orden que nos muestra que para cada período t , el precio relativo de los bienes, debe igualarse a la relación marginal de sustitución entre ambos. Es decir, si llamamos P_t al precio relativo de los bienes de consumo duradero en relación a los bienes de consumo no duradero, obtendríamos que:

$$P_t = \frac{E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} UMa_{2,t+\tau} \right]}{UMa_{1,t}} \quad (8)$$

Multiplicando ambos miembros de la expresión (8) por $\left(\frac{C_t}{D_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$ y operando, se obtiene:

$$P_t \left[\frac{C_t}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\varepsilon}} = E_t \left[\left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} \left(\frac{S_{t+\tau}}{D_t} \right)^{-1/\varepsilon} \left(\frac{C_t}{C_{t+\tau}} \right)^{-1/\varepsilon} \frac{UMa_{1,t+\tau}}{UMa_{1,t}} \right] \quad (9)$$

⁷ Un análisis detallado puede verse en Pakos (2003).

⁸ La utilidad marginal del consumo duradero, $UMa_{D,t}$, vendría dada por la siguiente expresión:

$$UMa_{D,t} = E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} UMa_{2,t+\tau} \right].$$

Esta expresión es la base para la estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal entre los dos tipos de bienes de consumo.

Por otro lado, si llamamos Q_t al coste de uso de los bienes de consumo duradero, y empleamos (6), obtendríamos:

$$Q_t = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \left(\frac{S_t}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (10)$$

Obsérvese que, dado que los bienes de consumo duradero se deprecian a una tasa $(1 - \delta)$, el coste de uso de los bienes duraderos podría expresarse como:

$$Q_t = P_t - \delta E_t \left(\frac{\beta U M a_{1,t+1}}{U M a_{1,t}} P_{t+1} \right) \quad (11)$$

En el caso en que $\varepsilon = \sigma$, convergeríamos al modelo separable, puesto que, en este caso, la utilidad pasaría a ser

$$U = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) \left(\alpha C_t^{1-\frac{1}{\sigma}} + (1 - \alpha) S_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \right) \right], \quad \sigma > 0, \quad \beta > 0, \quad (12)$$

por lo que la relación marginal de sustitución intertemporal tomaría la forma habitual, a saber, $RMSI_{t,t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}}$, siendo $\frac{1}{\sigma} = \gamma$ el parámetro de aversión relativa al riesgo; en este caso, el factor de descuento estocástico dependería únicamente del consumo de bienes no duraderos.

3 Los datos

Comenzamos con el consumo. Los datos que hemos empleado en nuestro análisis proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años). Las series utilizadas cubren el período 1964-2001⁹. Tras homogeneizar los datos disponibles, hemos elaborado dos series, una de gasto en consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS), y otra de gasto en consumo de bienes duraderos¹⁰ (CD). El apéndice recoge detalladamente qué bienes se incluyen en cada caso.

La Tabla 1 recoge los principales estadísticos de las tasas de crecimiento del consumo por tipo de consumo para el período considerado. Podemos observar que la tasa de crecimiento media del consumo de bienes duraderos fue superior a la de los bienes de consumo no duradero y servicios (un 4.75 por ciento frente al 3.14 por ciento de los no duraderos), siendo también el gasto en bienes duraderos más volátil. Por su parte, la Figura 1 recoge la evolución de estas tasas de crecimiento para el período considerado.

Para calcular los flujos de servicios que el consumo duradero genera, hemos procedido a calcular la expresión (3) para el caso español. Hemos introducido dos diferencias respecto a los trabajos de Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b):

⁹ Aunque en el momento de redacción de este trabajo existen datos avance de la Contabilidad Nacional para el año 2002, el nivel de desagregación de los mismos es insuficiente como para poder diferenciar entre consumo duradero y no duradero.

¹⁰ Un análisis detallado puede verse en Márquez de la Cruz (2004).

	MEDIA	MEDIANA	DESV. TÍP.
CD	0.0475	0.0351	0.0516
CNDYS	0.0314	0.0312	0.0206

Tabla 1: Tasas de crecimiento netas del consumo agregado por tipo de consumo, 1964-2001. Principales estadísticos.

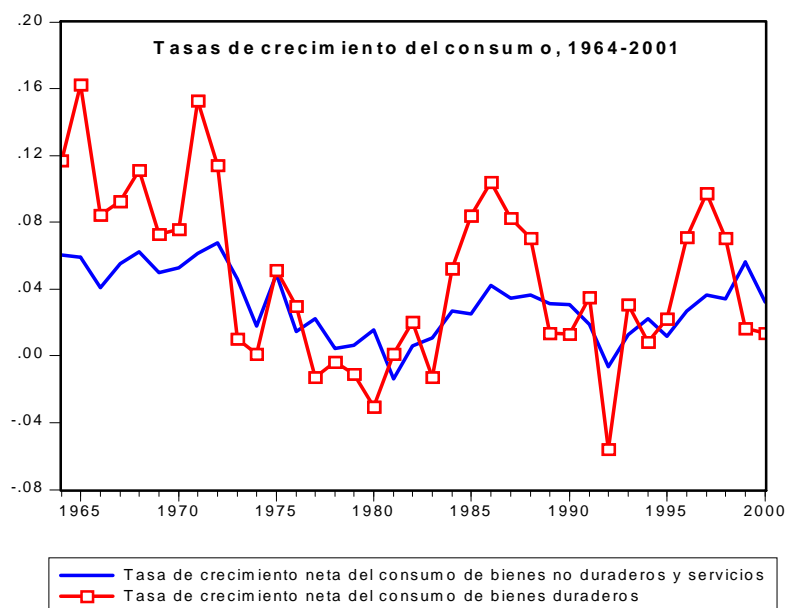


Figura 1: Tasa de crecimiento del consumo: 1964-2001, datos anuales.

1. En primer lugar, hemos considerado que el consumo duradero genera servicios durante un número finito de períodos. Concretamente, supondremos que el consumo duradero generan servicios durante 11 años¹¹. Para elegir este período de 11 años hemos tenido en cuenta la duración media del bien de consumo duradero por excelencia: *los vehículos de turismo*. Concretamente, hemos recurrido a las *tablas de depreciación de los vehículos de turismo, todo terreno y motocicletas ya matriculados* publicadas por el Ministerio de Hacienda¹².
2. En segundo lugar, suponemos que la tasa de depreciación de los bienes de consumo duradero es mayor cuanto más nos alejamos del período en que dichos bienes se adquirieron; dicho de otro modo, supondremos que

¹¹ Como veremos en las secciones posteriores, los resultados no son sensibles al número de años elegido.

¹² Concretamente, nos referimos a la Orden del Ministerio de Economía y Hacienda de 15 de diciembre de 1998, anexo IV. En estas tablas hemos tomado como referencia el número de años a partir del cual el valor del vehículo en cuestión está por debajo del 15 por ciento de su valor inicial.

la tasa de depreciación es variable¹³.

Así, la expresión (3) en nuestro caso se convierte en:

$$S_t = \sum_{k=0}^{10} \delta_{t-k} D_{t-k}, \quad \delta_t = 1,$$

donde los valores de δ_{t-k} son tomados de las citadas tablas.

La estimación del modelo intertemporal requerirá además de datos sobre tasas de retorno. Hemos considerado dos activos financieros: el *Índice General Total*¹⁴ de la Bolsa de Madrid (IGTBM) y un activo sin riesgo. En el primer caso, los datos provienen de Bolsa de Madrid (1992) para el período 1941-91 y de los *Informes Anuales de la Bolsa de Madrid* para el período 1992-2001. Respecto al tipo de interés, a partir de 1987, el tipo de interés nominal anual se ha calculado como el tipo de interés medio de las diferentes emisiones de Letras del Tesoro a un año habidas a lo largo del año en consideración¹⁵; para el período 1964-86, al no disponer de datos fiables sobre Letras del Tesoro, hemos optado por utilizar el rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas¹⁶; existen series mensuales publicadas por el Banco de España desde enero de 1960¹⁷. Para obtener las tasas de retorno reales, hemos empleado la tasa de inflación anual calculada a partir de los datos del IPC general publicados por el INE. La Tabla 2 recoge los principales estadísticos de las dos tasas de retorno consideradas.

	MEDIA	MEDIANA	DESV. TÍP.
IGTBM	1.0803	1.0264	0.2650
TIPO DE INTERÉS REAL	1.0195	1.0237	0.0523

Tabla 2: Tasas de retorno brutas anuales en términos reales. Principales estadísticos.

La Figura 2 recoge la evolución de la tasa de retorno bruta real obtenida a partir del Índice General Total de la Bolsa de Madrid y la Figura 3 recoge la evolución del tipo de interés real bruto para el período considerado.

Por último, el precio relativo de los bienes de consumo duradero en relación a los bienes de consumo no duradero y servicios ha sido calculado como el cociente entre un índice de precios para cada tipo de bienes. Concretamente, el INE elabora el *Índice de Precios Industriales* que incluye 5 diferentes índices de precios para los siguientes sectores: bienes de consumo duradero, bienes de consumo no duradero, bienes de capital, bienes intermedios y energía. Existe una serie enlazada con base 2000 que cubre el período de enero de 1975 a noviembre

¹³De nuevo hemos recurrido a las Tablas publicadas por el Ministerio de Economía y Hacienda anteriormente citadas.

¹⁴La característica peculiar de este índice es que se elabora bajo el supuesto de que los dividendos cobrados son reinvertidos. Así pues, este índice considera la rentabilidad derivada no sólo de las ganancias de capital, sino también de los pagos intermedios de los títulos incluidos en el índice. Una descripción detallada puede verse en Bolsa de Madrid (1992).

¹⁵Los datos proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España, concretamente de la serie BE2116.

¹⁶En este sentido, hemos seguido a Esteve y Tamarit (1994).

¹⁷Véase Banco de España (1989) para una descripción detallada de las series.

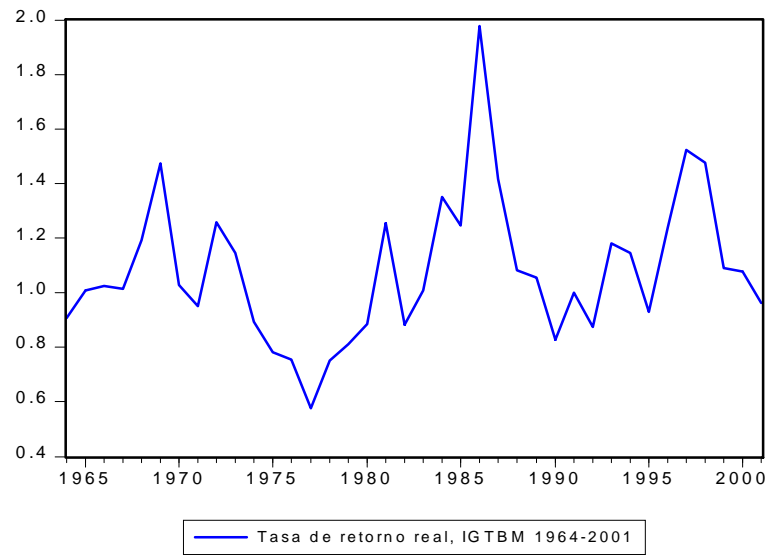


Figura 2: Índice General Total de la Bolsa de Madrid, 1964-2001: tasa de retorno bruta real.

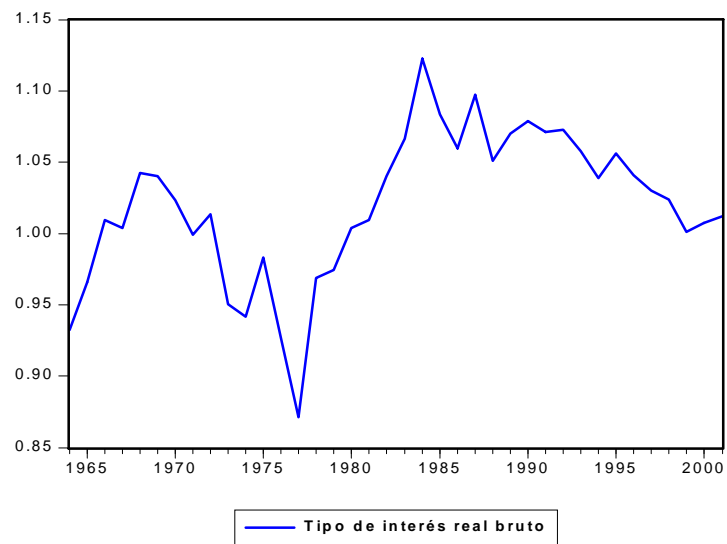


Figura 3: Tipo de interés real, 1964-2001.

de 2003. Así, para los años 1975-2001, el precio relativo entre ambos tipos de bienes no es más que el cociente entre el índice de precios industriales de los bienes de consumo duradero y no duradero, calculado el dato anual como la media simple de los índices mensuales. Dado que no disponemos de esta serie para el período 1964-1974, en este caso hemos recurrido a los índices del coste de la vida también elaborados por el INE. Concretamente, hemos empleado el dato del grupo *alimentación* como variable sustitutiva del precio de los bienes de consumo no duradero y el del grupo *gastos de casa* como *proxy* del precio de los bienes de consumo duradero¹⁸.

4 Estimación de la elasticidad de sustitución intratemporal

La idea en Ogaki y Reinhart (1998a) es emplear la ecuación (9) con el objetivo de estimar el valor de la elasticidad de sustitución entre el consumo de bienes no duraderos y el consumo de bienes duraderos. Bajo ciertos supuestos¹⁹, es posible demostrar que el lado derecho tal expresión es estacionario. Si éste fuera el caso, y tomáramos logaritmos en el lado izquierdo de (9), obtendríamos que las variables $(p_t, c_t - d_t)$ están cointegradas, siendo $(1, -1/\varepsilon)$ el vector de cointegración. Para estimar este vector de cointegración y, en consecuencia, ε , emplearemos una regresión de *cointegración canónica*²⁰. Concretamente, consideraremos la regresión

$$(c_t - d_t) = b + \varepsilon p_t + v_t, \quad (13)$$

donde v_t es un proceso estacionario de media cero y b es una constante. Es posible demostrar que, aunque el estimador por mínimos cuadrados ordinarios es superconsistente, no es asintóticamente eficiente²¹, por lo que, como ya hemos señalado, emplearemos la cointegración canónica propuesta por Park (1992)²².

Comenzamos analizando el orden de integración de las series consideradas. La Tabla 3 recoge los resultados del test de raíces unitarias de Phillips-Perron²³

¹⁸ Dadas las importantes diferencias conceptuales entre ambos tipos de índices, procederemos a analizar los efectos de la serie no homogénea sobre los valores estimados de ε .

¹⁹ Se supone una economía de dotaciones en la que el logaritmo de las dotaciones de ambos tipos de bienes es estacionario. Ogaki y Reinhart (1998a), y Okubo (2002) muestran que, aunque la estacionariedad de $\frac{UMa_{1,t+\tau}}{UMa_{1,t}}$ no se deriva necesariamente de los supuestos del modelo, éste es un supuesto válido, al menos desde el punto de vista empírico.

²⁰ La idea fundamental, desarrollada por Park (1992), es transformar los datos para corregirlos de endogeneidad y correlación serial. Un estudio detallado de esta técnica puede verse en Ogaki (1993), Cooley y Ogaki (1996) y Ogaki, Jang y Lim (2003).

²¹ Véase Ogaki *et. al.* (2003), cap. 12.

²² Otros métodos llevan también a estimadores que cumplen todas las propiedades deseables. Tal es el caso de la estimación por *mínimos cuadrados ordinarios plenamente modificados* (Full-Modified Ordinary Least Squares, FMOLS) propuesto por Phillips y Hansen (1990) y la estimación por mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) propuesto por Stock and Watson (1993). Ambos métodos, junto con el de la cointegración canónica, son aplicados por Wirjanto (1998) al caso de Canadá, obteniendo que los resultados difieren de modo no significativo.

²³ El test de Phillips-Perron es considerado superior al test ADF puesto que explícitamente considera la existencia de correlación serial en el término de error. No obstante, los resultados del test ADF no difieren de los aquí expuestos. Un repaso de estas cuestiones puede verse, entre otros, en Hamilton (1994).

para las series en logaritmos del precio relativo de las dos categorías de bienes consideradas, p_t , y para $(c_t - d_t)$. Como vemos, ambas series son integradas de orden 1, $I(1)$, puesto que en ningún caso podemos rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria cuando consideramos las variables en niveles, mientras que sí podemos hacerlo cuando consideramos su primera diferencia²⁴.

Variable	Test de Phillips-Perron
p_t (niveles)	-1.8366
p_t (1^a dif.)	-6.4667(*)
$(c_t - d_t)$ (niveles)	-2.9479
$(c_t - d_t)$ (1^a dif.)	-3.7899(*)

Tabla 3: Test de Phillips-Perron.

Los resultados de la estimación de (13) se recogen en la Tabla 4. Incluimos además los resultados del test $H(p, q)$ ²⁵ propuesto por Park (1990). Dicho test nos permite contrastar la hipótesis de cointegración tanto determinista, $H(0, 1)$, como estocástica²⁶, $H(1, q)$. La primera parte de la Tabla recoge los resultados obtenidos cuando consideramos todo el período muestral, es decir, cuando empleamos la serie de precio relativo no homogénea. Por su parte, la parte inferior de la Tabla recoge los resultados para el período 1975-2001, período para el precio relativo se mide de forma homogénea. Los valores entre paréntesis son errores estándar y los recogidos entre corchetes son valores p asíntóticos.

ε , (1964-2001)	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$
1.9692 (1.4644)	0.1571 [0.6918]	0.0024 [0.9608]	8.4265 [0.0148]	12.2597 [0.0065]
ε , (1975-2001)	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$
1.2778 (0.2810)	0.0561 [0.8127]	0.1904 [0.6625]	2.9083 [0.2336]	2.9118 [0.4054]

Tabla 4: Elasticidad de sustitución intratemporal. Resultados de la regresión de cointegración canónica.

²⁴ En dicha Tabla, el símbolo (*) indica rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias para un nivel de significación del 5 por ciento.

²⁵ Consideremos la regresión de cointegración

$$X_1(t) = \theta_c + \xi X_2(t) + e_c(t),$$

donde ξ es el vector de cointegración. La idea del test $H(p, q)$ es añadir tendencias deterministas espurias a la regresión de cointegración anterior para, a continuación, emplear el test de Wald. Concretamente, si consideramos ahora la regresión

$$X_1(t) = \theta_c + \sum_{i=1}^q \eta_i t^i + \xi X_2(t) + e_c(t),$$

el test $H(p, q)$ es el estadístico de Wald bajo la hipótesis nula $\eta_{p+1} = \eta_{p+2} = \dots = \eta_q = 0$.

²⁶ La restricción de cointegración determinista implica que el vector de cointegración elimina tanto las tendencias estocásticas como deterministas de las variables cointegradas. Véase Ogaki (1993) para un estudio más detallado.

Como puede observarse, en el primer caso la elasticidad de sustitución intratemporal resulta no significativamente distinta de cero y, además, la hipótesis de cointegración se rechaza en varias ocasiones. Es posible que la heterogeneidad de la serie del precio relativo de los bienes sea la causa de estos resultados.

De hecho, cuando consideramos el período 1975-2001, período para el que el precio relativo de los bienes es medido de forma homogénea, el valor estimado de ε presenta el signo correcto y es significativamente distinto de cero. Por otro lado, la hipótesis nula de cointegración no es rechazada en ninguno de los casos por el test $H(p, q)$. Los resultados no permiten rechazar la hipótesis nula $\varepsilon = 1$, por lo que no podemos descartar la función de utilidad Cobb-Douglas como válida para el caso español.

4.1 Preferencias no homotéticas

En relación al punto anterior, es importante señalar que este resultado puede ser consecuencia de la homoteticidad de las preferencias consideradas. De hecho, cuando estimamos la elasticidad de sustitución con preferencias no homotéticas, el valor estimado de ε es menor que la unidad y significativamente distinto de cero y de uno. El efecto de la no homoteticidad sobre los resultados obtenidos es una extensión clara del modelo aquí presentado. Pakos (2003) considera la siguiente función de utilidad intraperíodo:

$$u(C_t, S_t) = \left\{ (\alpha C_t)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + ((1-\alpha)S_t)^{1-\frac{\eta}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \eta > 0 \quad (14)$$

En este caso, $\eta = \frac{\eta_1}{\eta_2}$, donde $\eta_1 = \frac{\partial \log c_t}{\partial \log e_t}$, $\eta_2 = \frac{\partial \log d_t}{\partial \log e_t}$ y e_t es el gasto total del período t en bienes de consumo.

Empleando la función de utilidad (14), la condición de primer orden equivalente a la ecuación (9) sería la siguiente:

$$P_t \left(\frac{C_t}{D_t^\eta} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \delta^\tau \left(\frac{1}{\alpha^{1-\frac{1}{\varepsilon}}} \right) \left(\frac{S_{\tau+1}^\eta}{C_{\tau+1}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{C_t}{D_t^\eta} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \frac{UMa_{1,\tau+1}}{UMa_{1,\tau}} (1-\alpha)^{1-\frac{\eta}{\varepsilon}} \frac{\varepsilon - \eta}{\varepsilon - 1} \quad (15)$$

De nuevo, bajo el supuesto de que el lado derecho de la expresión anterior es estacionario, podríamos estimar los parámetros ε y η empleando una regresión de cointegración canónica:

$$c_t = b + \varepsilon p_t + \eta d_t + v_t \quad (16)$$

La Tabla 5 recoge los resultados de la regresión de cointegración canónica bajo el supuesto de no homoteticidad de las preferencias para el período 1975-2001. Como podemos observar, los dos parámetros estimados son significativamente distintos de cero y de la unidad, por lo que la consideración de no homoteticidad de las preferencias permite rechazar la función de utilidad Cobb-Douglas.

Como consecuencia de todo lo anterior, podemos señalar que la elasticidad de sustitución intratemporal entre el consumo de bienes duraderos y no duraderos es significativamente distinta de cero para el caso de la economía española y que, por tanto, la omisión de uno de estos dos tipos de consumo en los modelos

ε	η	$H(0, 1)$	$H(1, 2)$	$H(1, 3)$	$H(1, 4)$
0.2345 (0.1238)	0.7594 (0.0364)	1.0749 [0.2998]	0.3206 [0.5713]	1.4172 [0.4923]	1.5557 [0.6695]

Tabla 5: Preferencias no homotéticas. Resultados de la regresión de cointegración canónica.

que implican la consideración de la función de utilidad corriente no está justificada. La función de utilidad Cobb-Douglas no puede rechazarse cuando se considera preferencias homotéticas, pero sí cuando incluimos la no homoteticidad de las mismas. Así pues, a la hora de medir el consumo de los inversores hemos de incluir el flujo de servicios que el consumo duradero genera. Obsérvese además, cómo la inclusión en el modelo de los efectos renta, lleva a menores valores estimados de la elasticidad de sustitución entre ambos tipos de bienes de consumo.

5 Estimación de la elasticidad intertemporal de sustitución

Para estimar la elasticidad de sustitución intertemporal emplearemos el Método Generalizado de los Momentos propuesto por Hansen (1982) pero con alguna modificación. Concretamente, Ogaki y Reinhart (1998a) demuestran que es posible estimar la ecuación (7) mediante el Método Generalizado de los Momentos pero empleando los valores estimados de ε en la sección anterior en la citada ecuación. Este modo de proceder es denominado *estimación en dos etapas* y es posible demostrar que es eficiente²⁷.

El primer problema con que nos enfrentamos en este proceso es la necesidad de estimar el valor de α . Para ello, podemos hacer uso de la condición de primer orden (10) y obtener α como:

$$\alpha = \frac{\exp \left[\frac{\ln \left(\frac{C_t}{S_t} \right)}{\varepsilon} - \ln (Q_t) \right]}{1 + \exp \left[\frac{\ln \left(\frac{C_t}{S_t} \right)}{\varepsilon} - \ln (Q_t) \right]} \quad (17)$$

El coste de uso de los bienes de consumo duradero puede aproximarse mediante la expresión²⁸

$$Q_t \simeq P_t - \delta E_t \frac{P_{t+1}}{R_{t+1}^f}, \quad (18)$$

donde R_{t+1}^f no es más que el tipo de interés libre de riesgo para el período t . En nuestro caso, $\alpha = 0.7919$.

Al igual que en Ogaki y Reinhart (1998a), cuando procedemos a estimar conjuntamente los parámetros β y σ no logramos convergencia en el factor de

²⁷ Este modo de proceder no afecta a la distribución asintótica de los estimadores obtenidos por el Método Generalizado de los Momentos. Véase Ogaki (1993), y Ogaki *et. al.* (2003), para una explicación sobre esta cuestión.

²⁸ Tal aproximación es también empleada por Okubo (2002) y proviene de operar con las expresiones (7) y (11).

descuento subjetivo. Por ello, hemos dado a β diferentes valores y nos hemos centrado en la estimación de σ . Concretamente, y considerando que el tipo de interés real medio anual para el período considerado se situó en España en torno al 2 por ciento, hemos considerado tres valores de β , 0.975, 0.980, 0.985. Por otro lado, dado que también hemos procedido a estimar el modelo que permite la separabilidad intratemporal de las preferencias, el hecho de fijar el valor de β nos permitirá analizar con claridad qué efectos tiene sobre la elasticidad intertemporal de sustitución la omisión del consumo duradero y si los reducidos valores estimados en trabajos previos pudieran deberse a la omisión de este tipo de bienes de consumo.

Hemos contrastado la Ecuación de Euler (7) de modo individual para el caso del tipo de interés real; los resultados de esta estimación se recogen en la Tabla 6. Además, puesto que la Ecuación de Euler ha de verificarse para todos los activos, hemos llevado a cabo el contraste del modelo considerando conjuntamente las tasas de retorno del IGTBM y el tipo de interés real. Denominamos a ésta estimación conjunta y los resultados obtenidos se recogen en la Tabla 7.

Estimar mediante el Método Generalizado de los Momentos nos lleva a la necesidad de plantearnos la elección de los instrumentos. Desde el punto de vista teórico, el único requisito que ha de satisfacer una variable para poder ser instrumento en la estimación es que sea conocida por los agentes en el momento de tomar sus decisiones²⁹. Así, hemos procedido a realizar la estimación considerando dos diferentes grupos de instrumentos con el objetivo de analizar si los resultados son sensibles a los mismos. El grupo de instrumentos *I1* incluye una constante y dos retardos de la tasa de crecimiento del gasto en consumo de bienes duraderos en términos reales. Por su parte, *I2* considera una constante y dos retardos de la tasa de crecimiento de la variable C_t/D_t .

Como podemos observar en la Tabla 6, las estimaciones de σ tienen el signo correcto en todos los casos y son siempre significativamente distintas de cero. Además, el valor estimado de la elasticidad intertemporal de sustitución disminuye cuando aumenta el valor de β considerado³⁰. Los valores estimados de σ se sitúan entre [1.3935 y 1.7357]. Además, los valores estimados no son sensibles a los instrumentos empleados. Por otro lado, el test sobre las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados. La Tabla 7 muestra que, de nuevo, el modelo no puede rechazarse cuando consideramos conjuntamente los dos activos empleados. En este caso, el valor estimado de $\sigma \in [1.6223, 1.7044]$ y, de nuevo, el valor estimado es menor a medida que aumentamos el valor del factor de descuento subjetivo. En todos los casos, σ es significativamente distinto de cero.

Dado que tomamos como dado el valor de α en nuestras estimaciones, hemos analizado en qué medida éstas varían cuando α lo hace. Para ello, hemos variado el valor de α considerado tomando como referencia un número de años distinto para calcular S_t ; esto nos permite analizar en qué medida nuestras estimaciones son robustas. La Tabla 8 recoge los resultados para $\beta = 0.975$ obtenidos, tanto

²⁹ Algunos autores han propuesto la elección de los instrumentos en función de la capacidad predictiva de los rendimientos de los mismos. Rodríguez López (1997) aplica esta idea al caso español.

³⁰ Este resultado es coherente con los obtenidos para EEUU por Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) y para Japón por Okubo (2002).

Tipo de interés real, I1				
β	ε	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	1.2778	0.7919	1.7357 (0.0000)	0.5399 (0.7634)
0.980	1.2778	0.7919	1.7094 (0.0000)	0.0012 (0.9993)
0.985	1.2778	0.7919	1.6899 (0.0000)	2.8050 (0.2459)
Tipo de interés real, I2				
β	ε	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	1.2778	0.7919	1.5137 (0.0000)	0.8710 (0.6469)
0.980	1.2778	0.7919	1.4507 (0.0000)	1.0123 (0.6027)
0.985	1.2778	0.7919	1.3935 (0.0000)	1.2399 (0.5379)

Tabla 6: Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación individual por el Método Generalizado de los Momentos.

en la estimación conjunta como en la individual, con el grupo de instrumentos *I1* para $\alpha = 0.7889$ (considerando que los bienes de consumo duradero generan servicios durante 13 años) y $\alpha = 0.8066$ (considerando que el consumo duradero genera servicios durante los 7 años posteriores a su adquisición). Como vemos, los valores estimados de σ no son sensibles al valor de α considerado.

Por último, hemos recogido los resultados que se obtienen cuando consideramos el modelo con separabilidad en las Tablas 9 y 10. Incluimos únicamente los resultados para el grupo de instrumentos *I1*. En primer lugar, hemos contrastado la Ecuación de Euler $1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\sigma} R_{t+1} \right]$ para el tipo de interés real. Como esperábamos, los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal son muy inferiores a los estimados con el modelo con dos bienes (por ejemplo, para $\beta = 0.975$ en el caso separable obtenemos un valor estimado de $\sigma = 0.0074$ frente al valor de 1.7357 en el modelo con dos bienes). Pero no sólo eso, sino que, además, en el caso señalado, el modelo separable es rechazado por el Test de Hansen. En la Tabla 10 hemos recogido las estimaciones obtenidas cuando consideramos los dos activos de modo conjunto. De nuevo, vemos que la no inclusión del consumo de bienes duraderos nos llevaría a una subestimación de la elasticidad intertemporal de sustitución, si bien el contraste de la restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo como en el caso de la estimación individual.

Así pues, en el caso español también se verifica que la no consideración del consumo duradero daría lugar a una subestimación de la elasticidad de sustitución intertemporal y, en consecuencia, a una sobrestimación del parámetro de aversión relativa al riesgo, lo que podría ayudar a explicar, al menos en parte, el *enigma de la prima de riesgo*.

Est. conjunta, I1				
β	ε	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	1.2778	0.7919	1.6698 (0.0000)	4.4504 (0.4865)
0.980	1.2778	0.7919	1.6608 (0.0000)	5.3086 (0.3793)
0.985	1.2778	0.7919	1.6223 (0.0000)	5.6944 (0.3370)
Est. conjunta, I2				
β	ε	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	1.2778	0.7919	1.7044 (0.0000)	4.7933 (0.4416)
0.980	1.2778	0.7919	1.6789 (0.0000)	4.9950 (0.4164)
0.985	1.2778	0.7919	1.6564 (0.0000)	5.2358 (0.3877)

Tabla 7: Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación conjunta por el Método Generalizado de los Momentos.

5.1 Preferencias no homotéticas

Dado que los resultados sobre el valor estimado de ε difiere cuando consideramos el caso de no homoteticidad de las preferencias, hemos estimado también en este caso la elasticidad de sustitución intertemporal. Ahora, la ecuación de Euler objeto de estimación es la siguiente:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left(\frac{(\alpha C_{t+1})^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + ((1-\alpha)S_{t+1})^{1-\frac{1}{\varepsilon}}}{(\alpha C_t)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} + ((1-\alpha)S_t)^{1-\frac{1}{\varepsilon}}} \right)^{\frac{\sigma-\varepsilon}{\sigma(\varepsilon-1)}} R_{t+1}^i \right) \right], \forall i \quad (19)$$

Como primera aproximación y con el objetivo de que los resultados sean comparables con el caso anterior, hemos considerado los mismos valores de α y β que en el caso anterior y hemos seguido el mismo procedimiento de estimación.

Los resultados obtenidos se recogen en las Tablas 11 y 12. Podemos observar cómo los valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal son inferiores al caso en que las preferencias son homotéticas, si bien siguen siendo superiores a los del modelo con un solo bien. El modelo no se rechaza en ninguno de los casos estimados y las estimaciones no resultan sensibles a los instrumentos empleados.

6 Conclusiones

El modelo de valoración de activos basado en consumo con separabilidad ha dado lugar a una subestimación de la elasticidad de sustitución intertemporal para diversas economías o, lo que es equivalente, a una sobrestimación del parámetro de aversión relativa al riesgo. El carácter separable de la función de utilidad intratemporal, que se traduce en términos prácticos en la no consideración del

Tipo de interés real, I1			
α	ε	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.7919	1.2778	1.7357 (0.0000)	0.5399 (0.7634)
0.7889	1.2778	1.7531 (0.0000)	2.9178 (0.2324)
0.8066	1.2778	1.7444 (0.0000)	2.1627 (0.3391)
Est. conjunta, I1			
α	ε	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.7919	1.2778	1.6698 (0.0000)	4.4504 (0.4865)
0.7889	1.2778	1.6719 (0.0000)	4.4859 (0.4817)
0.8066	1.2778	1.6698 (0.0000)	4.4504 (0.4865)

Tabla 8: Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación del modelo por el Método Generalizado de los Momentos para distintos valores de alfa.

gasto en consumo de bienes duraderos, puede dar lugar a sesgos en las estimaciones de los parámetros de preferencias. En este trabajo, hemos procedido a estimar la elasticidad de sustitución *intratemporal* entre el consumo duradero y el no duradero para el caso español; para ello, hemos empleado la técnica propuesta por Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) y hemos considerado datos anuales de consumo. El cálculo del flujo de servicios que el consumo duradero genera se ha realizado considerando que los bienes de consumo duradero generan servicios durante un período de tiempo finito y que la tasa de depreciación de dicho tipo de bienes no es constante a lo largo del tiempo, sino que es mayor cuanto más nos alejamos del momento en que el bien fue adquirido.

Bajo estos supuestos, y empleando una regresión de cointegración canónica, la elasticidad de sustitución intratemporal estimada para el caso español toma el valor de 1.2778 y es significativamente distinta de cero, lo que nos lleva a concluir que la no consideración del consumo duradero en las contrastaciones empíricas que del modelo CCAPM se han llevado a cabo no está justificada. Por tanto, la primera conclusión de este trabajo es la **no separabilidad intratemporal** de las preferencias en el caso español. Por otro lado, la función de utilidad Cobb-Douglas no puede rechazarse como representativa de las preferencias intratemporales para el período considerado cuando consideramos la función de utilidad propuesta por Ogaki y Reinhart *op.cit.*, puesto que no podemos rechazar que el valor estimado de la elasticidad de sustitución intratemporal sea distinto de la unidad. Sin embargo, cuando consideramos preferencias no homotéticas, el valor estimado de la elasticidad de sustitución intraperíodo es significativamente distinto de cero y también de la unidad. En cualquier caso, se confirma la conclusión mencionada sobre la no separabilidad intratemporal de las preferencias.

Tipo de interés real, I1		
β	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.0074 (0.0432)	7.0581 (0.0293)
0.980	0.0074 (0.0459)	7.0557 (0.0293)
0.985	0.0075 (0.0491)	7.0536 (0.0293)

Tabla 9: Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación del modelo separable por el Método Generalizado de los Momentos. Estimación individual.

Estimación agregada, I1		
β	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.8251 (0.0017)	4.7155 (0.5449)
0.980	0.7224 (0.0004)	4.7930 (0.4416)
0.985	0.6417 (0.0001)	4.9312 (0.4243)

Tabla 10: Elasticidad de sustitución intertemporal. Resultados de la estimación del modelo separable por el Método Generalizado de los Momentos. Estimación conjunta.

En segundo lugar, y considerando los resultados anteriores, hemos procedido a estimar la elasticidad de sustitución intertemporal para la economía española durante el período 1964-2001 considerando los flujos de servicios que el consumo duradero genera y empleando el Método Generalizado de los Momentos en dos etapas. Así, los valores obtenidos de la elasticidad de sustitución intertemporal cuando consideramos el modelo con dos bienes, es decir, el modelo no separable intratemporalmente, tienen en todos los casos el signo correcto y son superiores a los que se obtienen cuando consideramos el modelo con un solo bien, es decir, el modelo separable. Éste último es rechazado en la estimación individual, si bien no puede rechazarse en la estimación conjunta. El hecho de que las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal sean considerablemente inferiores en el modelo separable podría explicar el por qué de los elevados valores del parámetro de aversión relativa al riesgo obtenidos en otros trabajos aplicados a la economía española.

Por otro lado, el modelo con dos bienes no se rechaza en ninguno de los casos considerados y las estimaciones no son sensibles a los instrumentos elegidos. Así pues, el modelo no separable propuesto por Ogaki y Reinhart (1998a, 1998b) parece ser adecuado para explicar el comportamiento del consumo y de las tasas de retorno de los activos financieros de la economía española a lo largo del período considerado.

Los resultados anteriores se mantienen en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no homotéticas; sin embargo, con-

Tipo de interés real, I1					
β	ε	η	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.2345	0.7594	0.7919	0.9701 (0.0000)	5.7988 (0.3262)
0.980	0.2345	0.7594	0.7919	0.9483 (0.0000)	5.4796 (0.3601)
0.985	0.2345	0.7594	0.7919	0.9261 (0.0000)	5.2032 (0.3915)
Tipo de interés real, I2					
β	ε	η	a	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.2345	0.7594	0.7919	0.9704 (0.0000)	5.8301 (0.3231)
0.980	0.2345	0.7594	0.7919	0.9483 (0.0000)	5.5725 (0.3500)
0.985	0.2345	0.7594	0.7919	0.9137 (0.0000)	5.3466 (0.3750)

Tabla 11: Elasticidad de sustitución intertemporal. Preferencias no homotéticas. Resultados de la estimación individual por el Método Generalizado de los Momentos.

sideramos que los resultados en este caso son excesivamente preliminares como para obtener conclusiones definitivas y, por tanto, que las estimaciones de la elasticidad intertemporal con preferencias no homotéticas han de ser objeto de un análisis más detallado.

A Elaboración de las series de consumo

Para elaborar las series consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos para el período 1964-2001 empleadas en este trabajo, hemos enlazado dos series diferentes:

- i. Para el período 1964-1994, hemos tomado las series de Uriel *et. al.* (2000) con base 1986.
- ii. Para el período 1995-2001, los datos provienen de la Contabilidad Nacional base 1995 publicada por el INE.

A la hora de realizar el enlace de las series nos encontramos con dos tipos de problemas: uno relativo a la clasificación de los bienes de consumo y otro relativo al vector de precios. El nivel de desagregación de las series empleadas ha permitido enlazar las categorías de bienes de consumo, solventando así el primer problema señalado³¹. Por otro lado, hemos tomado 1986 como año base; así, empleando los datos del IPC por categorías de bienes, hemos realizado los cambios de base pertinentes.

³¹ Una descripción detallada del modo en que hemos procedido puede verse en Márquez de la Cruz (2004).

Estimación conjunta, I1					
β	ε	η	α	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.2345	0.7594	0.7919	0.7844 (0.0000)	1.2567 (0.5334)
0.980	0.2345	0.7594	0.7919	0.7717 (0.0000)	1.0425 (0.5937)
0.985	0.2345	0.7594	0.7919	0.7586 (0.0000)	0.8338 (0.6590)
Estimación conjunta, I2					
β	ε	η	a	σ	<i>Test de Hansen</i>
0.975	0.2345	0.7594	0.7919	0.7861 (0.0000)	2.1674 (0.3383)
0.980	0.2345	0.7594	0.7919	0.7683 (0.0000)	1.0495 (0.5916)
0.985	0.2345	0.7594	0.7919	0.7511 (0.0000)	1.4556 (0.4829)

Tabla 12: Elasticidad de sustitución intertemporal. Preferencias no homotéticas. Resultados de la estimación conjunta por el Método Generalizado de los Momentos.

Una vez homogeneizada la serie de gastos de consumo para el período 1964-2001, hemos procedido a diferenciar entre gastos de consumo en bienes no duraderos y servicios y gastos de consumo en bienes duraderos. A estos efectos, consideramos *bienes de consumo no duradero y servicios* los siguientes conceptos:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
2. Vestido y calzado.
3. Alquileres, calefacción y alumbrado.
4. Bienes y servicios de entretenimiento del hogar.
5. Servicios médicos y conservación de la salud³².
6. Mantenimiento y conservación de los medios de transporte personal.
7. Utilización de transportes públicos.
8. Comunicaciones.
9. Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura.

³²No está claro que el gasto en servicios médicos y conservación de la salud pueda considerarse como no duradero, puesto que genera utilidad más allá del período en el que los agentes realizan el gasto. No obstante, la evidente dificultad para determinar qué parte del gasto en salud se considera como duradero y qué parte como no duradero nos ha hecho inclinarnos por su inclusión dentro del gasto en bienes de consumo no duradero y servicios. En este sentido, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián (1993).

10. Otros bienes y servicios³³.

Por su parte, consideramos como bienes de *consumo duradero* los siguientes conceptos:

1. Muebles, accesorios y enseres domésticos.
2. Compra de vehículos.
3. Artículos de esparcimiento, deporte y cultura.
4. Libros, periódicos y revistas.
5. Enseñanza³⁴.

³³Los **efectos personales no declarados anteriormente** (grupo 12.3 de la clasificación COICOP) podrían considerarse como bienes de consumo duradero, al referirse a objetos tales como joyas, relojes, etc. Si bien somos conscientes de este hecho, no ha sido posible separar claramente este concepto en las distintas series utilizadas por lo que hemos optado por incluir como consumo no duradero el grupo **otros bienes y servicios**.

³⁴De nuevo, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián *op. cit.*

Referencias

- [1] Abel , A.B. (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses”, *American Economic Review* 80, n° 2, pp. 38-42.
- [2] Abel, Andrew B. (1991), “The Equity Premium Puzzle”, *Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia*, sep/oct., págs. 3-14.
- [3] Attanasio, Orazio J., J. Banks y S. Tanner (2002), “Asset Holding and Consumption Volatility”, *Journal of Political Economy* 110, n° 4, pp. 771-92.
- [4] Banco de España (1989), *Boletín Estadístico. Notas*, mayo.
- [5] Banco de España (varios años), *Boletín Estadístico*.
- [6] Bolsa de Madrid, Servicio de Estudios (1992), *Índices de cotización de acciones de la Bolsa de Madrid, 1941-1991*. (Madrid: Bolsa de Madrid).
- [7] Bolsa de Madrid (varios años), *Informe Anual de la Bolsa de Madrid*.
- [8] Brav, Alon, G.M. Constantinides y C.C. Geczy (2002), “Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation: Empirical Evidence”, *Journal of Political Economy* 110, n° 4, pp. 793-824.
- [9] Campbell, John Y. (1993), “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data”, *American Economic Review* 83, n° 3, pp.. 487-512.
- [10] Campbell, John Y. (2003a), “Two Puzzles of Asset Pricing and their Implications for Investors”, *American Economist* 47, n° 1, págs. 48-74.
- [11] Campbell, John Y. (2003b), “Consumption-Based Asset Pricing” en G. Constantinides, M. Harris y R.Stulz (Eds.)(2003) , *Handbook of the Economics of Finance*. (Amsterdam: North-Holland).
- [12] Campbell, John Y. y J. Cochrane (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market”, *Journal of Political Economy* 107, pp. 205-51. (Publicado en 1995 en la serie *NBER Working Papers*, n° 4995.)
- [13] Campbell, John Y. y J.H. Cochrane (2000), “Explaining the Poor Performance of the Consumption-Based Asset Pricing Models”, *Journal of Finance* 55, n° 6, pp. 2863-78.
- [14] Cochrane, John H. (2001), *Asset Pricing*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- [15] Cooley, Thomas F. y M. Ogaki (1996), “A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns”, *Journal of Applied Econometrics* 11, pp. 119-34.
- [16] Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. (Oxford: Oxford University Press).

- [17] Dunn, K.B. y K.J. Singleton (1986), "Modelling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of Goods", *Journal of Financial Economics* 17, pp. 27-55.
- [18] Eichenbaum, Martin y L.P. Hansen (1990), "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, n° 1, pp. 53-69.
- [19] Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy* 99, n° 2, pp. 263-86.
- [20] Esteve, Vicente y C.R. Tamarit (1994), "Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España", *Revista de Economía Aplicada* 2, n° 5, pp. 27-50.
- [21] Estrada, Ángel y M. Sebastián (1993), "Una serie de gasto en bienes de consumo duradero", *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9305.
- [22] Ferson, Wayne E. y G.M. Constantinides (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 199-240.
- [23] Fisher, Stephen J. (1994), "Asset Trading, Transaction Costs and the Equity Premium", *Journal of Applied Econometrics* 9, pp. S71-S94.
- [24] Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*. (Princeton, New Jersey: Princeton University Press).
- [25] Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments", *Econometrica* 50, pp. 1029-54.
- [26] Hansen Lars P. y K.J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica* 50, n° 5, pp. 1269-86.
- [27] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns", *Journal of Political Economy* 91, n° 2, pp. 249-65.
- [28] He, Hua y D.M. Modest (1995), "Market Frictions and Consumption-Based Asset Pricing", *Journal of Political Economy* 103, n° 1, pp. 94-117.
- [29] Heaton John y D. Lucas (1992), "The Effects of Incomplete Insurance Markets and Trading Costs in a Consumption-Based Asset Pricing Model", *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, pp. 601-20.
- [30] Heaton, John y D. Lucas (1995), "The Importance of Investors Heterogeneity and Financial Market Imperfections for the Behavior of Asset Prices", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, pp. 1-32.
- [31] Heaton, John y D. Lucas (1996), "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing", *Journal of Political Economy* 104, n° 3, pp. 443-87.

- [32] Huggett, Marx (1993), "The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies", *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, n° 5/6, pp. 953-69.
- [33] INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [34] Kocherlakota, Narayana (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, marzo, pp. 42-71.
- [35] López Salido, J. David (1993), "Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel", *Investigaciones Económicas* 17, n° 2, pp. 285-312.
- [36] Lucas, Robert (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46, n° 6, pp. 1429-45.
- [37] Mamaysky, Harry (2001), "Interest Rates and the Durability of Consumption Goods", *Yale ICF Working Papers*, n° 00-53.
- [38] Mankiw, N. Gregory y S.P. Zeldes (1991), "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 97-112.
- [39] Márquez de la Cruz, Elena (2004), "Una propuesta para la elaboración de series de gasto en consumo por tipo de consumo para el caso español", *Universidad Complutense de Madrid. Documentos de trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales*, n° 2004-02.
- [40] Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), "The Equity Premium. A Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 15, n° 2, pp. 145-61.
- [41] Nieto, Belén (2001), "Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo: análisis empírico para el mercado español de valores", *Documentos de trabajo del IVIE*, n° WP-EC 2001-02.
- [42] Nieto, Belén (2002), "La valoración intertemporal de activos: un análisis empírico para el mercado español de valores", *Investigaciones Económicas* 26, n° 3, pp. 497-524.
- [43] Ogaki, Masao (1993), "Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 11, n° 2, pp. 131-54.
- [44] Ogaki, Masao, K. Jang y H. Lim (2003), *Structural Macroeconometrics*. (The Ohio State University. Manuscrito en proceso de elaboración).
- [45] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998a), "Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods", *Journal of Political Economy* 106, n° 5, pp. 1078-98.
- [46] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998b), "Intertemporal Substitution and Durable Goods: Long-Run Data", *Economics Letters* 61, pp. 85-90.
- [47] Okubo, Masakatsu (2002), "Intertemporal Substitution and Consumer Durables: an Analysis Based on Japanese Data", *Institute of Policy and Planned Sciences Working Papers*, n° 1016, University of Tsukuba.

- [48] Pakos, Michal (2003), "Asset Pricing with Durable Consumption Goods and Non-Homothetic Preferences". *Working Paper, Graduate Schoool of Business, University of Chicago*.
- [49] Park, Joon Y. (1990), "Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition," en T.B. Fomby y G.F. Jr. Rhodes (Eds) (1990), *Cointegration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, pp. 107-33. (Advances in Econometrics Series, vol. 8. Greenwich, Conn. y London: JAI Press).
- [50] Park, Joon Y. (1992), "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica* 60, n° 1, pp. 119-43.
- [51] Phillips, Peter C.B. y B.E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- [52] Rodríguez López, R. (1997), "Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español", *Revista Española de Economía* 14, n° 2, pp. 189-213.
- [53] Rubio, Eva M. (1995), "Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach", *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n° 9603.
- [54] Siegel, Jeremy J. y R.H. Thaler (1997), "Anomalies. The Equity Premium Puzzle", *Journal of Economic Perspectives* 11, n° 1, págs. 191-200.
- [55] Stock, J.H. y M.W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica* 61, pp. 783-820.
- [56] Telmer, Chris I. (1993), "Asset-Pricing Puzzles and Incomplete Markets", *Journal of Finance* 48, n° 5, pp. 1803-32.
- [57] Telmer, Chris I y S.E. Zin (2002), "Prices as Factors: Approximate Aggregation with Incomplete Markets", *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, n° 7/8, pp.1127-57.
- [58] Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).
- [59] Weil, Philippe (1989), "The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 24, n° 3, págs. 401-21.
- [60] Wirjanto, Tony S. (1998), "Exploring Consumption-Based Asset Pricing Model with Stochastic-Trend Forcing Processes", *University of Waterloo WP*. (Próxima publicación en *International Journal of Finance and Economics*)
- [61] Yogo, Motohiro (2003), "A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns". *Working Paper, University of Harvard*.